

SÉRIES TEMPORELLES MULTIVARIÉES

Analyse du taux de change \$/€ de 1999 à 2020



Diana EL HAJJ SLEIMAN
Yasmina AMDJAHDI
Diane THIERRY

Enseignant : M. ZAKARIA
MOUSSA
Année universitaire : 2020-2021

Résumé

Dans ce dossier nous nous intéressons au taux de change dollars/euro, pour lequel nous avons récolté des données allant de 1999 à 2020. L'objectif de l'analyse était d'étudier cette variable dans un cadre multivarié, c'est-à-dire en prenant en compte d'autres variables endogènes susceptibles d'influencer les variations du taux de change. Nous avons donc choisi le taux d'intérêt, l'inflation et la masse monétaire comme étant les outils d'une politique monétaire, et pour lesquelles il existe une certaine interdépendance. Nous avons différencié une fois chacune de nos variables pour les rendre stationnaires et pouvoir construire les modélisations VAR par la suite. Dans un premier temps, un VAR sur données centrées n'était pas concluant mais une même estimation sur données centrées, réduites et débarrassées des points atypiques permettait d'expliquer 64.88% des variations du taux de change. Le modèle construit était stationnaire puisque les racines unitaires étaient inférieures à 1, c'est pourquoi nous n'avons pas estimé de VECM qui prend en compte la cointégration des variables. Les résidus du modèle VAR sortant étaient non normaux mais homoscédastiques et non autocorrélés, c'est pourquoi nous avons pu étudier les fonctions de réponses et la causalité liant les variables. Il s'est avéré que le taux d'intérêt était au coeur des relations puisqu'il causait les 3 autres et la relation était bidirectionnelle. Sur notre échantillon, un choc du taux d'intérêt provoque à très court terme une hausse du taux de change et de l'inflation qui diminue à partir du deuxième mois, puis les variations reviennent à l'équilibre au bout du sixième mois. Concernant la masse monétaire, celle-ci diminue initialement puis réaugmente et se stabilise à 6 mois.

Table des matières

1	Introduction	3
2	Analyse économique	4
2.1	Le taux de change \$/€	4
2.2	Le taux d'intérêt au coeur de la dynamique macroéconomique	4
2.2.1	L'inflation et la masse monétaire	5
2.2.2	Modélisation VAR	5
3	Analyse exploratoire des données	6
3.1	Représentation graphique des séries brutes	6
3.2	Statistiques descriptives sur les données brutes	7
3.3	Analyse de la stationnarité	8
3.4	Représentation graphique des séries transformées	10
4	Théorie économétrique	11
4.1	Le modèle VAR et ses extensions	11
4.1.1	Modèle VAR	11
4.1.2	Modèle SVAR	11
4.1.3	Modèle VECM	12
4.2	Les hypothèses des modèles VAR	12
4.2.1	Test de normalité	12
4.2.2	Test d'autocorrélation	13
4.2.3	Test d'hétéroscédasticité	13
5	Analyse économétrique	14
5.1	Détection et correction des outliers	14
5.2	Modèles VAR	15
5.3	Causalité et effet de chocs sur les variables	18
5.4	Décomposition de la variance	20
6	Conclusion et discussion des résultats	22
7	Bibliographie	23

1 Introduction

Le taux de change et ses fluctuations constituent une place centrale dans les discussions sur les choix de politiques économiques des pays. En effet, ces fluctuations ont des répercussions sur les performances économiques et de fortes variations peuvent entraîner d'importants coûts économiques. L'accessibilité au marché financier mondial joue aussi un rôle important. Les informations peuvent être divulguées en une fraction de seconde. Toutes les informations, qu'il s'agisse d'événements politiques, de décisions économiques ou même de chocs environnementaux, peuvent être reflétées dans les marchés financiers et notamment sur les taux de change. Par conséquent, il est fondamental de détecter les facteurs de telles fluctuations du taux de change. Nous pouvons retrouver de nombreuses variables exogènes susceptibles d'affecter ce taux de change, mais les variables économiques sont endogènes.

L'objectif de cette étude est d'analyser les liens dynamiques entre le taux de change $\$/\epsilon$ et certaines variables macroéconomiques telles que le taux d'intérêt, la masse monétaire (M3) et l'inflation. Par conséquent, nous allons dans une première partie parcourir la littérature afin d'introduire et d'expliquer nos variables pour poser nos hypothèses. Dans une seconde partie nous présenterons quelques statistiques préliminaires sur les variables pour mieux comprendre leur évolution et leur comportement au cours de la période étudiée. Enfin, la méthodologie économétrique sera expliquée avant application et analyse des résultats, puis nous terminerons ce dossier par une conclusion générale.

2 Analyse économique

2.1 Le taux de change \$/€

Le taux de change USD/EURO indique le nombre d'euro(s) que l'on peut obtenir pour un dollar. Le marché des changes est un marché international et cote 24h/24 et 7j/7. De ce fait, il évolue constamment. C'est aussi le marché le plus liquide.

Il existe 2 types de régimes de change : le régime de changes fixes et le régime de changes flottants (ou flexibles). Le modèle de change américain est flottant, c'est-à-dire qu'il est régi par l'offre et la demande sur le marché des changes. Ce taux est fondamental dans les échanges internationaux et dans l'économie d'un pays, en particulier pour son commerce extérieur.

Lorsqu'un taux de change est faible cela signifie qu'une entreprise vendra moins cher ses produits à l'étranger. A l'inverse lorsqu'il est élevé cela est très avantageux pour les entreprises qui importent des produits libellés en devises étrangères. Cet instrument est donc très efficace pour renforcer ou impacter l'attractivité d'une économie.

2.2 Le taux d'intérêt au coeur de la dynamique macroéconomique

Les études portant sur la dynamique du taux de change peuvent s'appuyer sur différents points. Le taux d'intérêt est l'un des facteurs déterminants de l'évolution des taux de change bien que d'autres éléments entrent en compte.

Commençons par rappeler brièvement la définition de ce dernier : le taux d'intérêt correspond au prix de la monnaie. Lorsqu'un agent économique emprunte de l'argent, il va se créer une dette qui a pour origine le prêt de monnaie entre le créancier et le débiteur. Le débiteur devra rembourser le capital prêté à une certaine échéance et payer chaque année le prix du service rendu qui est donc l'intérêt.

Nous allons voir dans l'analyse économique et économétrique que le taux d'intérêt est au coeur de la dynamique macroéconomique entre le taux de change et les autres facteurs tels que l'inflation et la masse monétaire. En effet, l'inflation tire son origine de la création monétaire et cette dernière se mesure avec le niveau de la masse monétaire qui est en perpétuelle augmentation. De plus, le taux d'inflation est très surveillé par les banques centrales car il permet d'orienter leur politique monétaire et donc de fixer leurs taux d'intérêt directeurs. Nous allons développer ces liens dans les prochaines parties.

2.2.1 L'inflation et la masse monétaire

Les évolutions du taux de change et du taux d'intérêt sont étroitement liées. Une modification du taux d'intérêt a des conséquences directes sur la valeur de la devise par rapport aux devises des autres pays. Comme nous le disions précédemment, les banques centrales scrutent l'inflation pour orienter leur politique monétaire et fixer leurs taux d'intérêt directeurs. Un seuil d'inflation est fixé par chacune d'elle afin de ne pas le dépasser et éviter la déflation. Ainsi, si le taux d'inflation est trop important, la banque centrale augmentera le taux d'intérêt pour ralentir cette inflation. La création monétaire est ralentie à son tour et nous observons une diminution de l'inflation. A l'inverse, il peut arriver que les banques soient contraintes de baisser le taux d'intérêt en cas de déflation, ce qui provoquera une augmentation de la création monétaire. C'est donc ce mécanisme qui lie l'inflation, au taux d'intérêt et à la masse monétaire.

Finalement, une trop forte inflation implique une hausse du taux d'intérêt ce qui a pour effet de déprécier la devise et donc de faire fluctuer le taux de change. Dans le cas contraire, si l'inflation est trop faible, c'est-à-dire dans le cas d'une déflation, cela impliquerait une baisse du taux d'intérêt ce qui a pour effet d'apprécier la devise. Une hausse du taux d'intérêt a donc un impact positif sur la valeur d'une devise.

Toutefois, il arrive parfois que les investisseurs anticipent la variation du taux d'intérêt et les taux de changes subissent les changements avant même que l'annonce soit actée. De ce fait, si l'annonce n'est pas celle attendue lors de l'anticipation, c'est généralement à ce moment là que nous observons les plus gros mouvements sur les taux de change. Pour cela, il faut tenir compte du fait que l'impact de l'inflation et du taux d'intérêt sur le taux de change est théorique.

2.2.2 Modélisation VAR

De nombreux facteurs entrent en compte dans la détermination du taux de change. Nous avons vu qu'il y avait une corrélation entre le taux de change et les instruments de la politique monétaire. Cette corrélation est susceptible de capter plusieurs causalités. Dans notre cas nous nous intéressons à celle du taux d'inflation vers le taux de change ou encore celle de la politique monétaire vers le taux de change. Notre analyse doit donc tenir compte de ces interdépendances en intégrant une grande partie des facteurs de la politique monétaire auxquels la banque centrale réagit et qui sont également susceptibles d'influencer le taux de change. Une méthode pertinente pour ce type d'analyse est celle de la modélisation VAR. Elle nous permet de représenter, dans un modèle multivarié, les relations entre un nombre restreint de variables macroéconomiques ou financières et de simuler la dynamique de chacune de ces variables. Nous développerons cette approche dans une prochaine partie.

3 Analyse exploratoire des données

Après avoir expliqué la théorie économique, l'objectif de cette section est de mettre en évidence le comportement des variables. Pour la suite de l'analyse, il est important de regarder chacune d'entre elles pour mieux comprendre ses évolutions et tenter de les placer dans le contexte économique adapté. Nous notons que les données traitées ont été collectées sur le site web de Fred : <https://fred.stlouisfed.org>. La période des données sélectionnée pour notre analyse s'étend de janvier 1999 à novembre 2020.

3.1 Représentation graphique des séries brutes

Dans cette section, nous regardons l'évolution de chacune des variables prises en compte dans notre étude.

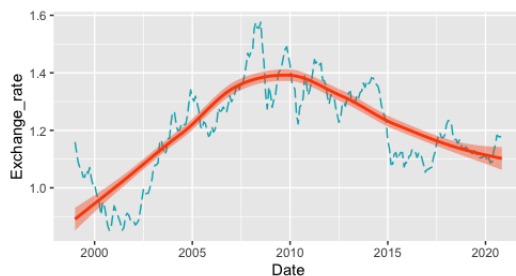


FIGURE 1 – Taux de change

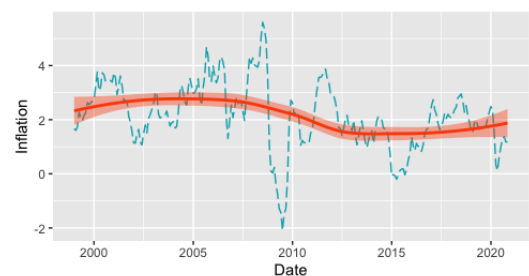


FIGURE 2 – Taux d'inflation

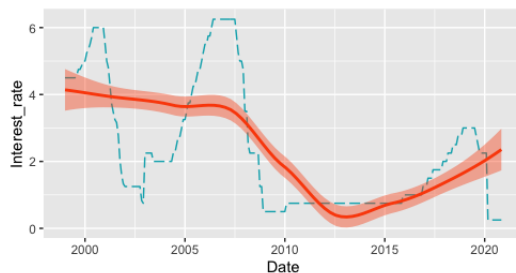


FIGURE 3 – Taux d'intérêt

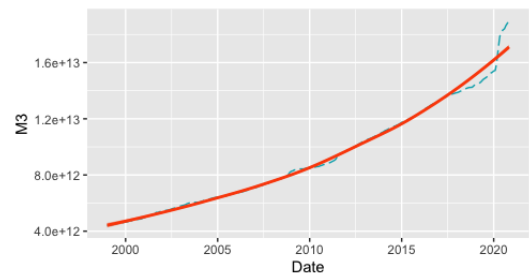


FIGURE 4 – Masse monétaire

Sur les 4 graphiques ci-dessus nous pouvons observer l'évolution des variables : le taux de change, le taux d'inflation, le taux d'intérêt, et la masse monétaire. Le graphique du **taux de change** USD/EURO (figure 1) nous montre que cette variable a une tendance haussière entre 2002 et 2010, puis décroît après l'année 2010. Nous constatons donc que l'évolution du taux de change dollars/euro n'est pas stationnaire. Ce taux atteint le niveau le plus élevé en 2008, conséquence de la crise des Subprimes. Comme nous l'avons mentionné en partie économique, le taux de change USD/EURO est connu officiellement seulement à partir de 2002 soit 3 ans après sa création. De plus, en nous basant sur le graphique de la figure 1, nous constatons que le taux

ne croît qu'à partir de l'année 2002. Nous allons donc conserver pour la suite de notre analyse, à partir des statistiques descriptives, uniquement les données entre janvier 2002 et novembre 2020, pour un total de 227 observations.

Nous observons ensuite, l'évolution du **taux d'inflation** entre 1999 et 2020 (figure n°2). En regardant sur la barre rouge, nous constatons une légère déviation du taux d'inflation en moyenne à partir de l'année 2010. Ce décroissement peut aboutir à la non stationnarité de la série, que nous vérifierons dans les sections suivantes. De même, sur la figure n°3 nous voyons que le **taux d'intérêt** évolue en moyenne autour de 4% entre 1999 et 2008, puis il commence à diminuer et atteint son niveau le plus faible en 2014. À partir de cette date nous constatons une réaugmentation en moyenne, et ce, jusqu'à 2020. Nous notons alors que la série est non stationnaire. Finalement, pour la **masse monétaire** et plus précisément sur l'agrégat monétaire (M3), nous observons une tendance haussière à long terme. Nous pouvons constater que l'agrégat monétaire M3 est non stationnaire, car ses valeurs dépendent fortement du temps.

Pour conclure sur ces représentations graphiques, nous pouvons d'ores et déjà constater la non stationnarité et supposons qu'il faudra différencier nos séries afin de les rendre stationnaires. Nous vérifierons cela et effectuerons les modifications nécessaires dans une section suivante.

3.2 Statistiques descriptives sur les données brutes

Dans cette partie, nous allons calculer quelques statistiques basiques et les interpréter avant de commencer notre analyse. Les résultats des statistiques descriptives sont présentés dans la table 1 ci-dessous.

TABLE 1 – Résultats des statistiques descriptives sur les données brutes

	Taux de change	Taux d'inflation	Taux d'intérêt	Masse monétaire
Minimum	0.8707	-2.097	0.250	$4.392e^{+12}$
1er Quartile	1.1263	1.367	0.750	$6.264e^{+12}$
Médiane	1.2329	1.996	1.250	$8.483e^{12}$
Moyenne	1.2374	2.028	1.973	$9.946e^{+12}$
3ème Quartile	1.3331	2.730	2.500	$1.257e^{13}$
Maximum	1.5759	5.600	6.250	$1.909e^{+13}$
Skewness	-0.0431	-0.1456	1.3318	0.5810
Kurtosis	-0.1659	0.7356	-0.7285	-0.5363
JB (p-value)	0.8788	0.0407	$< 2.2e^{-16}$	0.0004

En nous basant sur les résultats de la table 1, nous voyons que le **taux de change** moyen s'élève à 0.8707, c'est-à-dire qu'en moyenne avec 1\$ on peut obtenir 0.8707€. Nous observons aussi un écart très faible entre la moyenne et la médiane (de 0.0045), ce qui montre que peu de valeurs tirent la distribution vers la droite (moyenne > médiane). Nous confirmons cela grâce au coefficient de skewness qui a une valeur légèrement inférieure à 0, traduisant une asymétrie

à droite. Cette asymétrie n'est cependant pas significative puisque la statistique du test de Jarque-Berra nous amène à accepter l'hypothèse nulle sur la distribution normale du taux de change.

Nous constatons ensuite que le **taux d'inflation** varie entre -2.097 et 5.6%, ce qui traduit une étendue considérable et une déflation au plus fort en juillet 2009. Nous constatons une légère asymétrie négative c'est-à-dire que la distribution est asymétrique à droite et donc plus étalée à gauche. Le test statistique de normalité montre qu'au seuil de risque de 5%, les valeurs du taux d'inflation ne suivent pas la loi normale.

Pour le **taux d'intérêt**, nous remarquons, à partir de la grande différence entre le minimum et le maximum, l'existence des valeurs potentiellement atypiques. Aussi, nous constatons une distribution asymétrique pour cette variable à cause de la différence entre la moyenne et la médiane, ce qui est vérifié par un skewness positif traduisant une asymétrie à gauche. Pour cette variable du taux d'intérêt comme pour celle de l'inflation, nous rejetons l'hypothèse nulle d'une distribution normale.

Finalement, pour la **masse monétaire**, nous constatons d'emblée que les échelles de valeurs ne sont pas du tout les mêmes que celles des autres variables : nous parlons pour M3 de milliers de milliards de dollars. Nous devons être particulièrement attentifs à cette différence dans les échelles dans la partie des estimations. L'étendue forte de la série (même par rapport à la moyenne et l'écart-type) traduit la présence d'outliers que nous traiterons après avoir différencié les séries. Nous trouvons pour M3 une légère asymétrie positive et constatons une fois de plus sa non normalité grâce au test de Jarque Berra dont la p-value est inférieure à 0.05.

Ainsi, ces statistiques ont permis de montrer que les séries sont certainement influencées par des points atypiques que nous traiterons prochainement. De plus, nous avons vu que seule la variable du taux de change suit la loi normale.

3.3 Analyse de la stationnarité

Dans cette partie, nous allons vérifier la stationnarité de chacune des variables à partir des tests statistiques. La stationnarité est étudiée à partir de deux éléments fondamentaux : l'espérance mathématique et la variance. Un processus stochastique est stationnaire s'il évolue autour d'une valeur moyenne qui ne varie pas au cours du temps et qui ne suit pas une tendance à la hausse ou à la baisse. L'application de modèles VAR nécessite la stationnarité des séries, dont avec une espérance mathématique et une variance constantes, c'est-à-dire qui ne dépendent pas du temps.

Les conditions sont les suivantes :

- $E(Y_t) = \mu$
- $E[Y_t - \mu]^2 = \sigma_y^2$
- $E[(Y_t - \mu)(Y_{t_1} - \mu)] = \gamma(t) \quad \text{avec } t = 1, 2, \dots$

Nous allons appliquer trois tests pour vérifier la stationnarité des variables. Nous appliquons dans un premier temps, le test de **Augmented Dickey Fuller** (ADF). Son objectif est de tester si la série a une racine unitaire sous l'hypothèse nulle, ce qui traduit alors la non stationnarité des variables. Le test ADF a été appliqué avec un nombre maximum de retards en fonction des résultats de retards estimés avec la fonction autorégressive. Pour les trois variables qui représentent des taux (taux de change, taux d'inflation, taux d'intérêt), seules la non existence et l'existence d'une constante sont prises en compte, du fait que nous travaillons avec des taux impliquant la non-existence d'une tendance. Cependant, le test ADF ne peut pas détecter les **points de rupture**. Ce dernier représente le moment de la date historique à laquelle un certain choc ou changement dans la structure de l'économie s'est produit. Par conséquent, deux tests supplémentaires ont été appliqués, le test d'**Elliot, Rothenberg et Stock** ainsi que le test de **Zivot et al** pour la racine unitaire. Pour ces deux derniers tests, la règle de décision est la suivante : si la valeur statistique (calculée) est supérieure à la valeur critique, nous acceptons l'hypothèse nulle de l'existence d'une racine unitaire. Les résultats des tests sont observés dans la table 2 ci-dessous.

TABLE 2 – Résultats des tests de stationnarité sur les séries en niveau

	Taux de change	Taux d'inflation	Taux d'intérêt	M3
	$AR(1)$	$AR(12)$	$AR(10)$	$AR(10)$
ADF sans constante	0.6888	0.332	0.06305	
ADF avec constante	0.03718	0.3359	0.07138	
Elliot, Rothenberg et Stock	-0.8109*	-1.5551*	-2.5308***	
Zivot et al	-4.1089*	-4.0213*	-5.4405**	

En regardant les résultats de la table 2, nous voyons que l'ensemble des variables sont non stationnaires. Pour le taux change et le taux d'inflation, les deux tests d'Elliot, Rothenberg et Stock et Zivot et al sont significatifs au seuil de 10%. Par contre, pour le taux d'intérêt, ces deux derniers tests sont significatifs pour tous les seuils. Nous constatons donc l'existence d'une racine unitaire pour le taux d'intérêt.

Nous procédons donc à la correction de la non stationnarité en deux étapes : en corrigeant la non stationnarité en termes de variance grâce à la transformation logarithmique ou en faisant la racine carrée. La deuxième étape vise à rendre la série stationnaire en termes de moyenne, grâce à la méthode de différenciation qui élimine une tendance, dont l'ordre maximal de diffé-

renciation est égal à 2. Nous avons décidé dans notre cas de corriger la non stationnarité par la méthode de différenciation avec $d=1$, puisqu'il n'est pas possible d'appliquer une transformation logarithmique sur les taux.

3.4 Représentation graphique des séries transformées

Dans cette partie, nous allons observer la tendance et l'évolution des variables après l'application de la différenciation.

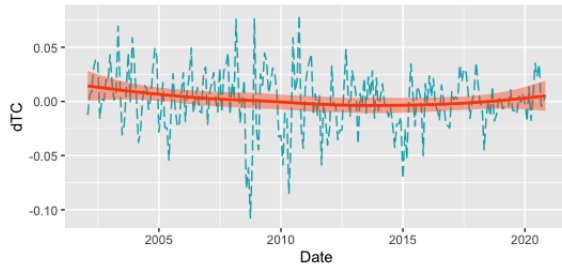


FIGURE 5 – Taux de change

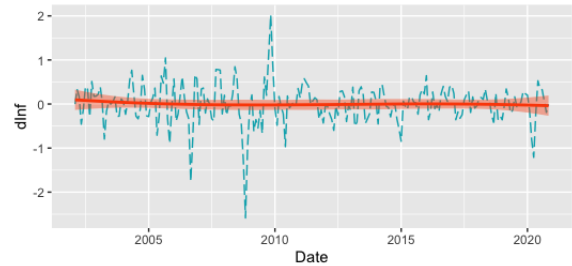


FIGURE 6 – Taux d'inflation

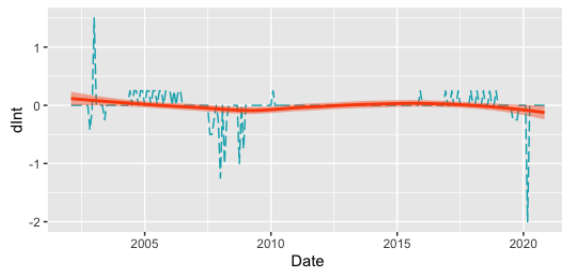


FIGURE 7 – Taux d'intérêt



FIGURE 8 – Masse monétaire (M3)

Dans les 4 figures ci-dessus (figures 5, 6, 7 et 8), nous observons l'évolution des variables prises en compte dans notre étude après l'application d'une différenciation d'ordre 1. En regardant sur la figure 5, nous trouvons que le taux de change USD/EURO évolue autour de 0 avec une tendance constante à long terme (observée par la barre rouge). Donc la série est rendue stationnaire. Cependant, même après une différenciation nous retrouvons certaines valeurs potentiellement atypiques qui peuvent affecter et biaiser nos estimations. Ces dernières s'observent principalement en 2008, 2011 et 2015, et peuvent ainsi être expliquées par des crises comme la crise de Subprimes en 2008. Les autres variables évoluent également autour de 0 et ont une tendance constante à long terme. Ces séries ont donc été rendues stationnaires par l'application d'une première différenciation. Nous constatons aussi l'existence des valeurs aberrantes pour ces dernières variables en 2008, 2009, 2010 ainsi que l'année 2020 à cause de la crise sanitaire du covid qui a impacté le marché financier. La variable M3 semble spécialement affectée d'un point atypique en 2020, point que nous serons obligés de traiter avant toute estimation.

4 Théorie économétrique

4.1 Le modèle VAR et ses extensions

4.1.1 Modèle VAR

Dans la section suivante, nous estimerons des modèles VAR afin de déterminer s'il existe des relations entre le taux de change et l'inflation, le taux d'intérêt et la masse monétaire. Le **modèle vectoriel autorégressif** (VAR) est un modèle de régression qui s'applique à un système d'équations, c'est à dire qu'il y a plus qu'une variable dépendante. C'est un ensemble d'équations dynamiques linéaires où chaque variable est spécifiée en fonction d'un nombre égal de retards pour elle-même et pour toutes les autres variables du système. Toutes les variables sont endogènes. Dans notre analyse nous appliquons ce modèle dans le cadre d'une analyse de politique économique et monétaire (Sims, 1980). Il y a plusieurs extensions de ce modèle. Lorsque nous intégrons des contraintes dans l'étape d'identification, nous appliquons un modèle VAR structurel. En revanche, si nous souhaitons prendre en compte la cointégration entre les variables, le modèle appliqué est alors un VECM.

Le modèle autorégressif avec p retards a la forme suivante :

$$Y_t = c + a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + \dots + a_p Y_{t-p} + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T \quad (1)$$

où :

a_1 : matrices de coefficients ($k \times k$) qui mesurent la dépendance linéaire entre les variables

ε_t : vecteur ($k \times 1$) des termes d'erreur

T : le nombre total d'observations disponibles

Les paramètres du modèle VAR réduit peuvent être estimés par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO), sous réserve que les hypothèses de cette méthode d'estimation soient validées. De ce fait, les résidus doivent être stationnaires ; l'hypothèse de normalité des résidus, l'absence d'autocorrélation, et l'homoscédasticité doivent être vérifiées. Nous décrirons plus en détail ces hypothèses dans la suite de cette partie.

4.1.2 Modèle SVAR

Contrairement au modèle VAR, le modèle VAR structurel permet d'intégrer des contraintes dans l'étape d'identification. Grâce à la décomposition de la variance de l'erreur de prévision, il nous permet d'évaluer la part moyenne d'un choc structurel donné dans la dynamique des variables. Également, nous pouvons évaluer la part cumulée sur une période d'un choc donné dans la dynamique de chaque variable du modèle, grâce aux décompositions historiques four-

nies. Enfin, il est possible d'effectuer des simulations ou scénarios sur les états ou conditions futures des variables en fonction des probables chocs structurels futurs. Étant donné que nos variables n'ont pas de caractère constant de réponses aux chocs, il n'est pas nécessaire d'appliquer des contraintes à l'étape d'identification, nous nous contenterons du modèle VAR et de la décomposition de Cholesky.

4.1.3 Modèle VECM

La stationnarité est importante car les modèles VAR supposent que les données proviennent d'un processus stationnaire. Si la série est non stationnaire alors les résidus sont non stationnaires. L'hypothèse de stationnarité n'est pas respectée et la relation est fallacieuse. En revanche si la série est stationnaire alors les résidus le sont également. Leur combinaison linéaire annule les tendances stochastiques et la régression est non fallacieuse. Deux variables seront cointégrées si elles ont une relation de long terme entre elles. Les modèles à correction d'erreur (MEC) tiennent compte de la convergence vers la trajectoire de long terme. Un VECM a pour but de corriger les éventuelles cointégrations obtenues.

Le modèle VECM s'écrit :

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \Pi Y_{t-1} + U_t \quad (2)$$

D'après Johansen (1988), deux variables Y_{1t} et Y_{2t} sont cointégrés si elles sont stationnaires $I(0)$ ou si elles sont non stationnaire $I(0)$ mais qu'il existe une combinaison linéaire entre elles qui est stationnaire.

4.2 Les hypothèses des modèles VAR

Dans notre analyse nous devons vérifier quelques hypothèses, à savoir l'hypothèse de normalité des résidus, celle d'autocorrélation, et celle d'hétéroscédasticité. Dans cette partie nous allons expliquer brièvement le principe des tests qui ont pour but de vérifier ces conditions, tests que nous appliquerons et interpréterons dans la partie de modélisations.

4.2.1 Test de normalité

Le test de Jarque-Bera pour la normalité des résidus peut être appliqué dans le cas d'un modèle VAR pour des séquences univariées. Une variante multivariée de ce test peut être déterminée à l'aide des résidus qui sont uniformes, pour les résidus centrés par une décomposition de Cholesky de la matrice de variance-covariance. Dans ce cas-là, les résultats du test dépendent de l'ordre des variables.

L'hypothèse nulle de ce test est donc celle selon laquelle les résidus suivent une loi normale. Par conséquent l'hypothèse alternative indique que ces derniers ne suivent pas une loi normale. Pour rappel, si la p-value est supérieure à 0.05 nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle face à l'hypothèse alternative et nous pouvons donc conclure que les résidus de notre modèle suivent une loi normale d'après ce test.

4.2.2 Test d'autocorrélation

Pour tester si les résidus sont auto-corrélés significativement, nous pouvons effectuer le test de Portmanteau multivarié. Il permet de vérifier l'autocorrélation dans les résidus d'un modèle. Ce test porte sur l'hypothèse de nullité de l'ensemble des corrélations théoriques autres que les corrélations instantanées et cela jusqu'à un ordre m .

L'hypothèse nulle repose sur l'absence d'autocorrélation des résidus donc l'hypothèse alternative repose sur la présence d'autocorrélation. Si la p-value du test est supérieure à 0.05 nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle et nous concluons donc que les résidus du modèle sont non autocorrélés.

4.2.3 Test d'hétéroscédasticité

Le test d'hétéroscédasticité que nous appliquons dans notre étude est le test ARCH multivarié, car il est très fréquemment utilisé en économétrie des séries temporelles. Ce test consiste à effectuer une régression autorégressive des résidus carrés sur q retards :

$$e_t^2 = \alpha_0 + \sum \alpha_i e_{t-i}^2 \quad (3)$$

où e_t désigne le résidu à l'instant t issu de l'estimation des paramètres du processus ARMA(p, q).

Pour déterminer le nombre de retards q , on étudie le corrélogramme des résidus au carré.

L'hypothèse nulle de ce test est celle d'homoscédasticité ($\alpha_0 = \dots = \alpha_q = 0$) et donc l'hypothèse alternative est celle selon laquelle les résidus du modèle sont hétéroscédastiques et il y a au moins un coefficient α_p significativement différent de 0. Si la p-value du test est supérieure à 0.05 nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle face à l'hypothèse alternative et nous pouvons donc conclure que les résidus de notre modèle sont homoscédastiques.

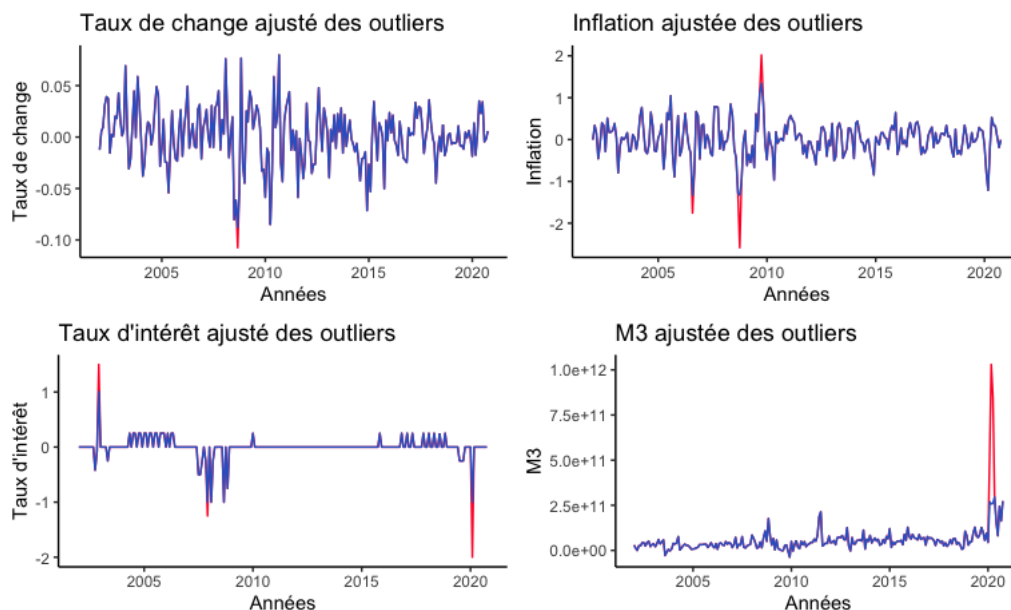
5 Analyse économétrique

Les statistiques descriptives ont permis de bien connaître les séries sur lesquelles porte notre analyse, séries que nous avons différenciées toutes une fois pour les rendre stationnaires et ainsi appliquer par la suite les modèles. Dans cette section nous allons estimer un processus VAR duquel nous étudierons les fonctions de réponse en utilisant la méthode de Cholesky qui impose les restrictions. Nous sélectionnerons le meilleur modèle au regard des hypothèses de validité, et étudierons la causalité, les fonctions de réponse à un choc et la décomposition des variables. Nous effectuerons cela après avoir corrigé nos séries des valeurs atypiques.

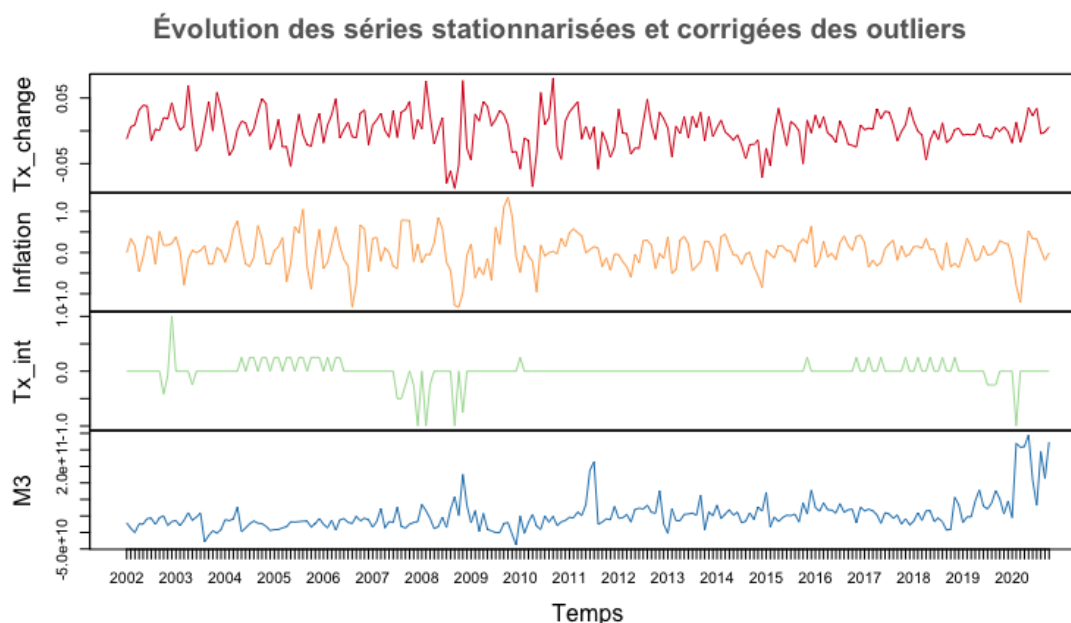
5.1 Détection et correction des outliers

Avant toute modélisation nous décidons de traiter les points atypiques car notre période couvrant les crises de 2008 et 2020, de trop fortes fluctuations peuvent altérer les résultats.

FIGURE 9 – Séries corrigées des points atypiques



Pour la correction des outliers nous avons utilisé la fonction *"Return.clean()"* de la librairie **PerformanceAnalytics** qui applique la méthode de Boulton et Alii. Cette dernière permet non pas de supprimer les points atypiques mais de **corriger** les données des valeurs extrêmes. Comme visible sur la figure ci-dessus, 8 points atypiques ont été corrigés dont un très important souligné précédemment pour M3 en 2020, et les autres principalement pendant les crises mondiales. Nous pouvons à présent commencer les modélisations qui ne seront pas faussées par des valeurs extrêmes.

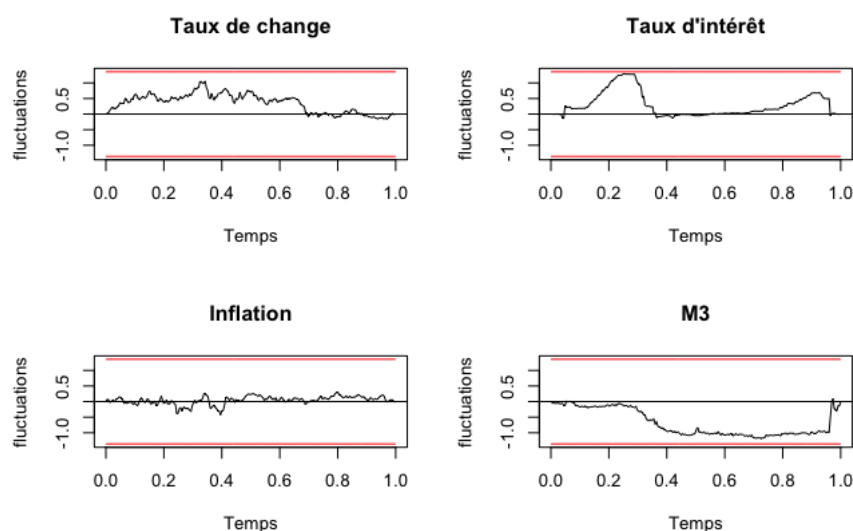


Sur la figure ci-dessus nous pouvons observer les fluctuations des variables stationnarisées et ajustées des points atypiques ; nous voyons qu'elles évoluent autour de 0 et même après la correction des outliers, nous pouvons constater pour chacune d'entre elles que de fortes variations liées aux crises de 2008 et de 2020 persistent. En outre, il sera important de considérer l'atypicité des périodes pour les modèles en distinguant les années avant et après crises par exemple. Aussi, malgré le fait que nous ayons différencié la masse monétaire une fois, on observe une certaine tendance à la hausse sur les dernières années, liée aux multiples mesures prises par la Réserve Fédérale. L'année 2020 pour les États-Unis comme pour de nombreux autres pays, a été synonyme de création monétaire importante et notamment au plus haut depuis la deuxième guerre mondiale aux USA.

5.2 Modèles VAR

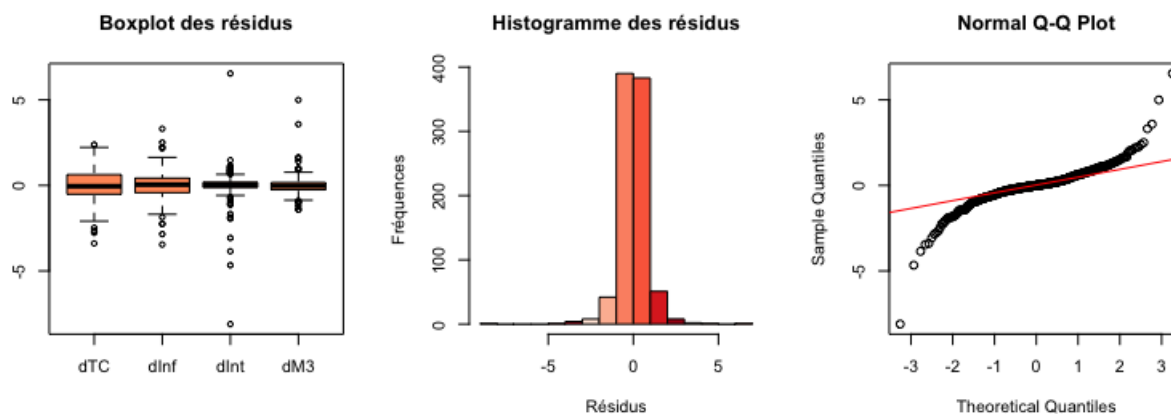
Dans un premier temps, l'estimation d'un modèle VAR avec 1 retard sur **toute la période (2002-2020)** avec les données centrées n'a pas été concluante. En effet, le modèle ne convergeait pas du fait de différences trop importantes dans les valeurs des variables (notamment la masse monétaire M3 avec les autres variables) et l'estimer avec 3 retards n'y changeait rien. Comme nous l'avions supposé précédemment, ces différences d'échelle altèrent les estimations, c'est pourquoi nous avons décidé de centrer ET réduire nos données afin de minimiser les écarts et que les estimations soient viables.

FIGURE 10 – Vérification de la stabilité du modèle



Le VAR sur données centrées et réduites est **stable** comme nous pouvons le voir sur la figure n°10. Les racines unitaires prennent les valeurs suivantes ; 0.378105611, 0.290470825, 0.202960052 et 0.008916696 : elles sont donc inférieures à 1 ce qui traduit un système stationnaire. Le graphique confirme cela puisque les courbes ne dépassent pas les seuils signifiés par les bandes rouges.

FIGURE 11 – Distribution des résidus



Concernant le diagnostic des résidus, la figure n°11 nous montre leur distribution pour le modèle VAR sur toute la base. La distribution des résidus semble ainsi être non normale avec une forte leptokurticité. Nous retrouvons sur les boxplots les valeurs atypiques qui peuvent influencer cette distribution : c'est le taux d'intérêt (*'dInt'*) qui semble en avoir le plus. Enfin, on voit ces valeurs aux extrémités de la droite d'Henry (QQ plot) et l'on suppose donc que ces valeurs altéreront la distribution des résidus. Nous pouvons vérifier toutes ces hypothèses émises à partir de graphiques, grâce au test de Jarque-Bera qui informe de la normalité d'une

distribution ou non. La statistique du test étant inférieure à $2.2e-16$ donc très proche de 0, nous rejetons l'hypothèse nulle et confirmons que nos **résidus ne suivent pas la loi normale**. Voyons ce qu'il en est de l'autocorrélation et de l'hétéroscédasticité des erreurs.

La probabilité d'accepter H_0 , associée au test d'autocorrélation est de 0.6618 lorsque nous considérons 10 retards, ce qui nous amène à accepter cette dernière ; les résidus du modèle sont **non autocorrélés**. Enfin, la dernière étape de validité du modèle concerne l'hétéroscédasticité qui est vérifiable par le test multivarié ARCH. En prenant 20 retards, celui-ci nous informe qu'au seuil de risque de 5%, la probabilité d'accepter l'hypothèse nulle est de 37.85% ; nous concluons alors sur l'**homoscédasticité de nos résidus**.

En outre, même si les résidus de ce modèle sont non normaux, cette hypothèse ne nous empêche pas de valider le modèle puisque les conditions de non autocorrélation et d'homoscédasticité sont elles vérifiées. Cependant, afin d'améliorer notre modèle VAR, nous allons en contruire 2 séparés sur les périodes d'avant et après crise des Subprimes puisque les variations diffèrent entre ces 2 périodes, nous espérons alors capter plus d'informations.

TABLE 3 – Modélisations de VAR forme réduite avec des périodes différentes

	Échantillon		Stabilité <1	Normalité		Autocorrélation		Hétéroscédasticité	
	<i>N° obs</i>	<i>Période</i>		<i>p-value</i>	<i>conclusion</i>	<i>p-value</i>	<i>conclusion</i>	<i>p-value</i>	<i>conclusion</i>
VAR 1	1 à 166	2002-2020	✓	$<2.2e-16$	X	0.6618 (10 lags)	✓	0.3785 (20 lags)	✓
VAR 2	1 à 78	avant 2008	✓	$<2.2e-16$	X	0.2425 (10 lags)	✓	0.5321 (5 lags)	✓
VAR 3	79 à 166	après 2008	✓	$<2.2e-16$	X	0.307 (10 lags)	✓	0.2361 (10 lags)	✓

Le tableau n°3 nous montre les résultats des estimations VAR sur notre base en distinguant la période sur laquelle le modèle sera construit. En **VAR 1** nous retrouvons l'estimation détaillée précédemment et qui couvre la totalité de la période (2002-2020), puis en **VAR 2** et **3** nous retrouvons respectivement les périodes d'avants et après crise des Subprimes. Les observations du VAR 2 s'étendent de janvier 2002 à juillet 2008 inclus, soit juste avant les répercussions économiques de l'éclatement de la bulle immobilière aux USA. Les conclusions de ces deux autres modèles sont les mêmes que celles du VAR 1 à savoir ; résidus non normaux, non autocorrélés et homoscédastiques (avec différents retards considérés). Nous voyons cependant qu'il n'est pas nécessaire de prendre 20 retards pour voir l'homoscédasticité des résidus pour les sous-modèles qui n'en demandent que 5 et 10. La normalité n'est pas réglée mais puisque celle-ci n'est pas fondamentale donc la validation du modèle nous passons outre et gardons le modèle VAR 1 comme modèle final sur lequel nous allons continuer l'analyse.

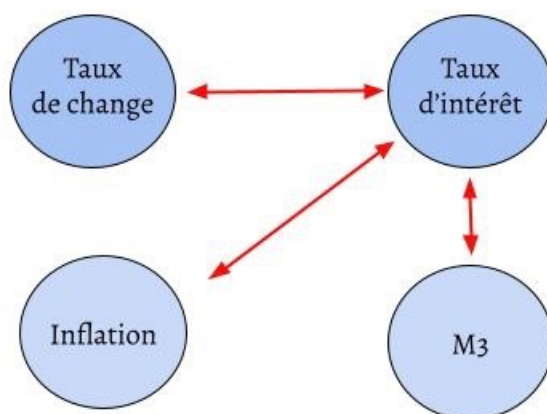
5.3 Causalité et effet de chocs sur les variables

Dans cette partie nous nous intéressons aux relations qui lient les variables, il en existe 2 types :

- **unidirectionnelle** : lorsque X_1 cause X_2 mais que celui-ci ne cause pas X_1 .
- **bidirectionnelle** : lorsque le lien de causalité est dans les 2 sens, c'est-à-dire X_1 cause X_2 et X_2 cause X_1 .

Le **test de Granger** nous informe de la significativité des coefficients et ainsi de la dépendance ou indépendance des différentes variables. Comme nous l'avons détaillé en partie économique, théoriquement les 4 variables interagissent les unes avec les autres. La FED ajuste les taux d'intérêt pour maîtriser l'inflation, en fonction de l'augmentation ou de la diminution des taux directeurs, la masse monétaire évolue à l'inverse et la devise s'apprécie ou se déprécie. Regardons le schéma ci-dessous pour voir la nature des relations de notre échantillon.

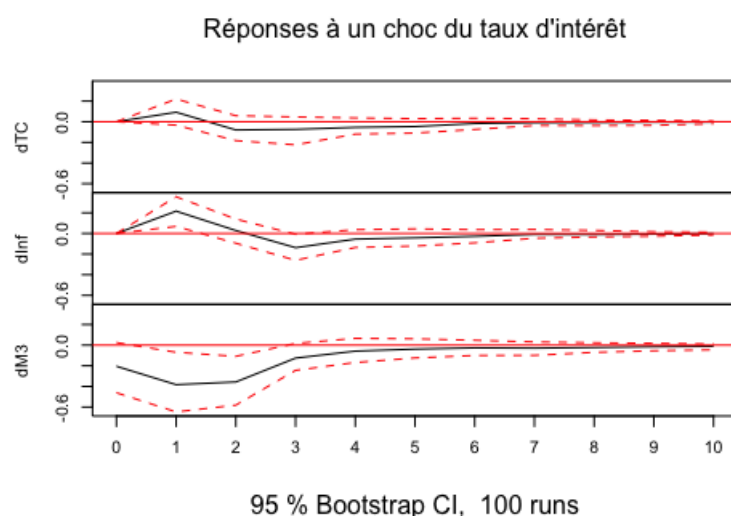
FIGURE 12 – Résumé des relations de causalité entre les variables



Appliqué à nos 4 variables macroéconomiques que sont le taux de change, le taux d'intérêt, l'inflation et la masse monétaire, le test nous révèle que le taux d'intérêt cause les 3 autres variables et que cette relation est aussi significative dans l'autre sens. Ainsi, les 4 variables sont liées et leur relation passe toujours par le taux d'intérêt qui semble donc être l'élément central de la causalité, comme évoqué précédemment. D'un point de vue empirique, cela est vérifié puisque la politique monétaire menée par les banques centrales (dans notre cas la FED), passe essentiellement par le taux d'intérêt qui permet de réguler l'économie et de veiller à la stabilité monétaire et financière.

Aussi, étant donné que nos variables sont endogènes, nous pouvons bel et bien parler de **séries temporelles multivariées**. Nous allons à présent appliquer la méthode de décomposition de

Cholesky pour quantifier l'amplitude de chocs sur nos variables.



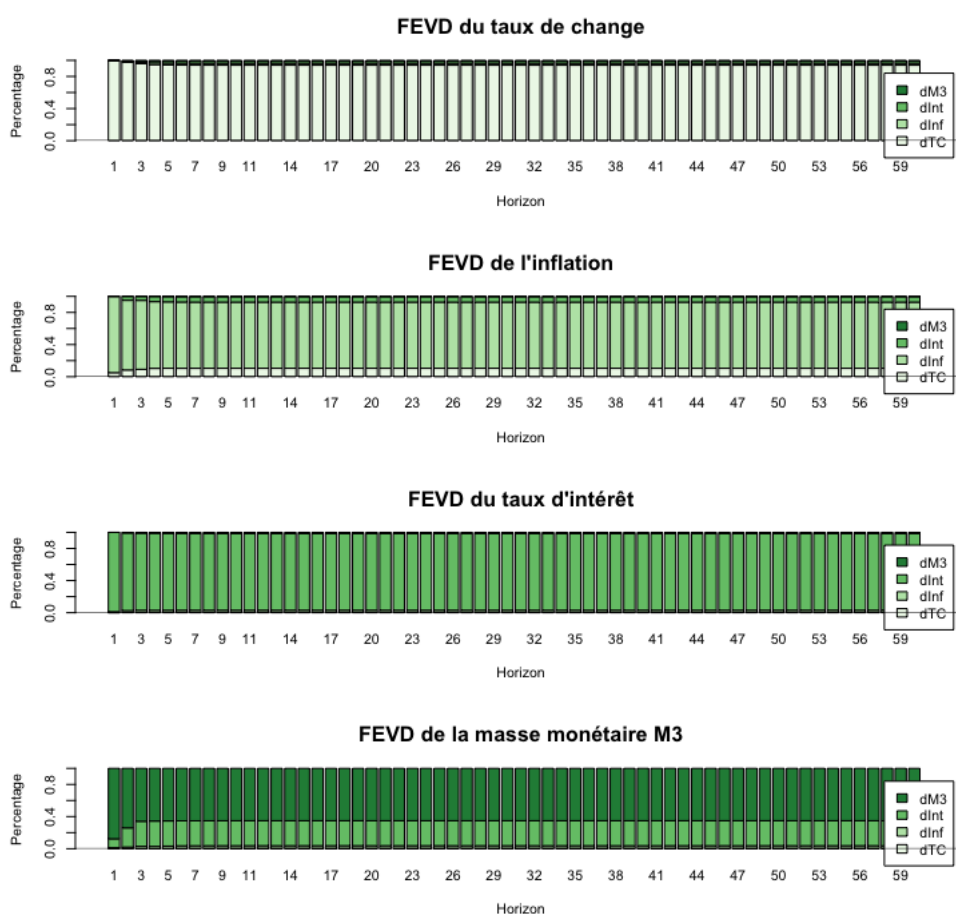
Comme nous le voyons sur le graphique ci-dessus, le taux de change, l'inflation et la masse monétaire réagissent significativement à un choc sur les taux d'intérêt. On note que pour ces 3 variables, l'impact sur le premier mois est contraire à celui sur le ou les mois suivants. Par exemple, un choc du taux d'intérêt provoque une hausse du taux de change et de l'inflation le premier mois, puis un retour à un effet nul au bout de 2 mois et enfin un effet négatif qui persiste plus ou moins jusqu'à 6 mois. Pour la masse monétaire, celle-ci diminue le premier mois puis se stabilise et rejoint l'équilibre de la même manière au bout de 6 mois.

L'**effet théorique** voudrait qu'une hausse du taux d'intérêt conduise à une baisse de la masse monétaire en circulation puisque la consommation et l'investissement sont freinés par la difficulté d'emprunter. Cette baisse de M3, de pair avec le départ des capitaux étrangers dû à une rémunération plus faible, devrait conduire à la baisse de l'inflation. Or cette diminution va faire prendre de la valeur au dollar sur le marché des changes (appréciation), provoquant ainsi une baisse du taux de change USD/EUR.

En outre, cet effet se vérifie au bout de 30 jours sur le taux de change et l'inflation qui diminuent, mais sur la masse monétaire en circulation l'impact ne correspond qu'à très court terme à la revue de littérature puisque c'est seulement le premier mois que M3 diminue puis réaugmente et se stabilise au bout de 60 jours. Pour conclure, on peut dire que les fonctions d'impulsions confirment la causalité mise en avant par le test de Granger et correspondent dans l'ensemble à la revue littéraire.

5.4 Décomposition de la variance

La **décomposition de la variance d'erreur prédite** (FEVD) est basée sur les matrices du coefficient de réponse des impulsions. Le FEVD permet d'évaluer la relation d'une variable avec la variance d'erreur de prédiction de phase d'horizon d'une autre variable. Autrement dit, le FEVD donne la part de chaque variable dans l'explication de la variance d'une autre variable. Nous voyons sur la figure ci-dessous la décomposition du taux de change, de l'inflation, du taux d'intérêt ainsi que de la masse monétaire.



Variable par variable nous faisons les constats suivants :

- le **taux de change** est expliqué par la masse monétaire avec une part de 0.01346147% qui se stabilise au bout de 23 mois, le taux d'intérêt explique davantage le taux de change que l'inflation les deuxième et troisième mois puis c'est l'inflation qui explique la variance du taux de change. Leurs proportions se stabilisent à 18 et 21 mois.

- dès le premier mois, le taux de change explique 0.05% de l'**inflation** tandis qu'à horizon 1 la variance du taux de change ne s'expliquait par aucune autre. La part de cette variable dans l'explication de la variance de l'inflation se stabilise autour de 10.5%, c'est M3 qui explique la

plus petite part de l'inflation - se stabilisant à 0.0039.

- la variable du **taux d'intérêt** est de loin celle qui a la proportion des erreurs dues à ses propres chocs la plus grande avec un taux à 95.39%, cela est logique puisque c'était la variable au coeur du lien de causalité et donc la plus "indépendante". À l'état stationnaire et dans l'ordre des parts les plus importantes dans l'explication du taux d'intérêt nous avons : inflation, M3 et taux de change.

- enfin, la **masse monétaire** apparaît comme la variable dont la plus grande part de variance est expliquée par d'autres facteurs. C'est principalement le taux d'intérêt qui explique la variance de M3 avec une part qui se stabilise à 31.11% à 22 mois, et qui, dès le premier mois explique plus d'un dixième de M3.

TABLE 4 – Part de chaque variable dans l'explication de la variance, à l'état stationnaire

	Taux de change	Inflation	Taux d'intérêt	Masse monétaire
Taux de change	0.9399	0.0224	0.0242	0.0135
Inflation	0.1049	0.8235	0.0677	0.0039
Taux d'intérêt	7.748e-03	0.0229	0.9539	0.0154
Masse monétaire	0.0055	0.0323	0.3111	0.6511
Horizon E.S	22 mois	27 mois	29 mois	25 mois

La table ci-dessus résume les décompositions des variances une fois l'état stationnaire atteint. On voit que le taux d'intérêt et le taux de change sont les variables qui s'expliquent le plus par leurs propres chocs. Pour l'ensemble de ces décompositions on observe que l'état stationnaire (lorsque les coefficients sont figés) est atteint rapidement, à plus ou moins 25 mois.

6 Conclusion et discussion des résultats

Pour conclure cette étude, nous pouvons dire que l'application d'un modèle VAR a été plutôt concluante malgré la particularité de la période qui couvrait à la fois la crise économique des Subprimes, puis celle sanitaire et économique une dizaine d'années plus tard. La construction de 2 modèles VAR distincts sur les périodes d'avant et après crise de 2008 n'a pas permis d'améliorer la normalité des résidus, quoique le nombre de retards était inférieur à celui du VAR sur toute la base.

Il a été intéressant de regarder les liens de causalité liant les variables et de constater que la variable au coeur de la dynamique macroéconomique était bel et bien le taux d'intérêt, quoique ce dernier soit déjà connu comme un outil essentiel des banques centrales. En outre, la simulation d'un choc sur les taux d'intérêt a montré que l'inflation et le taux de change suivent approximativement les mêmes variations avec une hausse comme effet à très court terme puis une baisse pendant un ou deux mois et enfin le retour à l'état d'équilibre au bout d'une demi-année. La réaction immédiate de la masse monétaire est la baisse les 30 premiers jours, stagnation le mois suivant puis la reprise et le retour à l'état d'équilibre au bout de 6 mois. Cette simulation nous plonge complètement dans les conséquences d'une politique monétaire menée par la FED dans notre cas, et montre comment les instruments d'une politique monétaire influent sur l'économie réelle d'un pays.

Enfin, cette analyse a aussi mis en avant l'importance des variables dans l'explication des variations suite à un choc des autres variables. Ainsi, c'est la masse monétaire qui va être la plus impactée par une politique monétaire restrictive (hausse des taux d'intérêt) puisque ces taux expliquent jusqu'à 31% de sa variance. Au contraire, ce dernier n'est que très peu influencé par les mouvements des autres variables macroéconomiques et semble évoluer seulement avec ses propres chocs. Le taux de change \$/€ a lui aussi une part faible de variance qui peut être expliquée par les autres variables, traduisant un impact plus modéré lors de la mise en oeuvre de différentes politiques monétaires par la banque centrale américaine.

Finalement, avec la décision de la FED du 27 août 2020 de définir un nouveau cadre de la politique monétaire tolérant une inflation au-dessus de 2%, nous pouvons nous demander si les conséquences des décisions pour répondre à la crise du coronavirus seront en adéquation avec la théorie économique et ce que nous avons pu observer sur la période 1999-2020.

7 Bibliographie

Boursorama - "Qu'est-ce que le taux de change EUR/USD ?" :

<https://www.boursorama.com/bourse/devises/taux-de-change-euro-dollar-EUR-USD/>

Une analyse économétrique des sources de fluctuations du taux de change réel dans trois pays en développement :

<https://www.cairn.info/revue-economique-2009-6-page-1421.htm?contenu=article>

Inflation et taux de change :

<https://www.centralcharts.com/fr/gm/1-apprendre/9-economie/34-analyse-fondamentale/605-1-impact-de-l-inflation-sur-les-devises#:~:text=L'%C3%A9volution%20de%20la%20parit%C3%A9,sur%20le%20taux%20de%20change>

Relation entre taux de change et taux d'intérêt :

<https://www.centralcharts.com/fr/gm/1-apprendre/9-economie/34-analyse-fondamentale/610-relation-entre-taux-de-change-et-taux-d-interet>